

# 真实生活成本指数的估计

## ——基于一类非线性齐次支出函数的研究

陈 龙

(厦门大学计划统计系)

**【摘要】** 本文拓展了非线性齐次需求系统在科纽斯经济指数方面的应用, 利用二次似理想需求系统的支出函数, 结合“优良”的托恩奎斯特指数公式, 通过泰勒展开技术、主成分分析方法和非线性回归模型的迭代技术, 发展了真实生活成本的编制方法, 并利用实际统计数据, 测算了中国城镇居民的真正生活成本指数(1988~2008年)。实证结果认为, CPI 往往夸大消费者的真正生活成本指数, 同时, 认为该指数方法在所有相类似的问题上具有一定的研究和应用价值。

**关键词** 真实生活成本指数 二次似理想需求系统 收入反馈系数

**中图分类号** F290 **文献标识码** A

## The Estimation of Real Cost of Living Index

**Abstract:** This paper extends the non-homotheticity demand system to the Konüs economic index. Using the expenditure function of Quadratic Almost Ideal Demand System and the Törnqvist superlative index, we develop the Real Cost of Living Index through the Taylor Expansion, Principal Component Analysis and Non-linear Regression Model. And we estimate the real cost of living index of China's urban residents (1988~2008), then we have the conclusion that CPI tend to exaggerate consumer's real cost of living index and this method can be use to other similar issue for further research and application.

**Key words:** RCLI; QAIDS; Income Response Coefficient

### 一、文献综述和问题的提出

真实生活成本指数最早源于苏联经济学家科纽斯 (A. A. Konüs) (也译作康努斯), 他于1924年在苏联《商情研究所通报》上发表的《真实的价格指数问题》一文中提出了经济指数及其相应的编制方法。1939年,《计量经济学 (Econometrica)》杂志全文转发了科纽斯的论文, 从而引起西方经济学界的广泛重视和研究。科纽斯的经济指数认为, 消费者在面临商品的价格变化时, 由于收入效应和替代效应的作用, 消费者可以选择与基期不同的消费量而达到与基期相同的效用水平。这个经收入效应和替代效应调整的价格指数, 反映了消费者

为了达到与基期相同效用水平（或生活水平）所需生活成本变化程度。因此，科纽斯的经济指数逐渐被冠以真实的生活成本指数。

但是，由于科纽斯的经济指数以主观效用水平（或满足程度）作为计算指数所参照的基准，它需要估计消费者的支出函数。而估计支出函数需要涉及到大量的未知参数，从而使利用直接观测到的统计数据难以满足估计模型所要求的自由度。因此，J. Tobin (1985) 认为：“这些问题本质上是无法解决，我们绕过它们并不加鉴别地使用官方统计学家们提供的指数。”

然而，事实上，在托宾提出该问题之前的长时间内，众多经济学家和统计学家已经就如何解决托宾所谓的无法解决的问题，进行了经济理论和实证方面的深入研究。在微观经济学的消费者理论和应用方面的研究，P. A. Samuelson 和 S. Swamy (1974) 利用线性齐次的支出函数假设，对科纽斯经济指数的编制方法和性质进行了详细地探讨和分析，开创了解决经济指数问题的尝试；Christensen, Jorgenson 和 Lau (1975) 针对线性齐次的支出函数假设给出一类具体的函数形式——超越对数 (Translog) 的支出函数，并针对该函数相关的需求理论性质给出详尽的证明和实证检验；Deaton 和 Muellbauer (1980) 提出了似理想需求系统 (AIDS) 的支出函数，它可以对任何的需求系统给出一阶近似，从而大大扩展了对消费者的需求分析；Banks, Blundell 和 Lewbel (1997) 将 AIDS 发展为二次的似理想需求系统 (QAIDS)，该系统可以二阶近似于任意的支出函数，也使理论的假设更加符合实证的恩格尔定律和消费者行为。在统计指数的研究方面，I. Fisher (1922) 就对指数的“形式”和“权式”进行了系统的分析整理，发展了指数的公理性测验，并就测验的结果导出 Fisher 的理想指数，成为后续指数理论发展的重要参照标准；此后，众多指数理论学家就指数的“形式”和“权式”选择的优良性问题展开了探讨，如 F. Divisia (1925、1926)，R. Fisher (1936)，L. Törnqvist (1936、1937)，S. Malmquist (1953)，H. Theil (1967) 等，相应地形成众多的“优良” (Superlative) 指数；而近几年来，在指数研究和应用发展上较为深入的当属 W. E. Diewert, B. M. Balk, R. J. Hill，如 Diewert (1976、1981、2002、2008) 等，内容涉及到指数理论发展历程、优良标准的指数选择、国际多边指数的构造以及指数理论在消费者和生产者行为理论方面的实证。

纵观这些研究成果，我们可以把它们归结为两个方面的成果：一方面，经济学家对消费者的需求系统（即支出函数）进行经济学假定，并利用实证研究的结果来印证理论假定的合理，从而使支出函数更加符合现实消费者行为。这个历程从未知的需求系统出发，引入一次齐次假定和线性可加性假定，逐步发展为更为复杂也更加符合消费者行为的二次似理想需求系统；另一方面，众多指数理论学家，从 I. Fisher 的指数公理性测验出发，对指数的“形式”和“权式”进行合理的改造，从最初的拉氏指数 (E. Laspeyres) 和帕氏指数 (H. Paasche) 逐渐发展到 Fisher 的理想指数、Törnqvist 的优良指数和 Diewert 的二次 S 阶均值优良指数（该指数可以通过 S 的选择转化为 Fisher 和 Törnqvist 指数），使它们具有 Fisher 公理意义上的“优良”性。

而如何利用有限的统计资料，将二次的似理想需求系统的支出函数的参数估计出来，并结合适当的“优良”指数公式，编制出与研究领域的理论基础相符的指数，仍然是当前悬而未决的技术难题。

另一方面，在国内，对于指数理论的研究并未引起国内学者相当的重视。虽然在 20 世纪 80 年代曾经出现过指数研究的高潮，如伏中林 (1984)、王健英 (1986)、翁礼馨、陈仁

恩 (1986) 等对综合指数的同度量问题、平均指数的加权问题和平均指标指数的因素分析问题进行了较为深入的探讨。但此后指数研究逐渐淡出统计学研究的重点, 只有一些零星的研究文献。如孙慧钧 (1995) 从随机变量的角度, 跳出指数理论研究的传统框架, 从价格与物量的关系入手建立指数理论的随机模型; 刘建平 (1995) 利用线性支出系统 (LES) 编制居民生活费用指数, 是国内利用经济理论研究指数的第一位学者; 陈仁恩 (1998) 进一步拓展了拉氏指数与帕氏指数, 认为只要是基期加权的都可称为 L 式, 只要是报告期加权的都可称为 P 式; 杨灿 (2002) 就指数的编制形式、优良指数的编制标准以及如何构造新的优良指数给出系统地整理和评析; 孙慧钧 (2006) 在随机指数研究方面, 从符号检验在指数真值检验应用中的适宜性和应用机理进行了探讨, 并给出相应的检验程序。

从上述的文献分析可以看出, 国内指数的研究虽有所建树, 但仍然远远地落后于国外同行, 尤其很少涉及到经济指数理论及其编制与应用问题, 利用现代微观经济基础理论编制消费者真实生活成本指数或者生产者投入产出指数的研究更是少之又少, 仅有的一篇 (刘建平, 1995) 也仅停留于线性支出系统的假设上。这使得国内指数理论及其实证研究成果与实际经济对指数理论需求严重脱节, 更导致许多涉及民生和微观经济的宏观政策缺乏可靠的统计指数支持。

因此, 针对当前国内经济指数理论研究的不足, 本文试图在真实生活成本指数的估计方面有所创见。首先, 本文基于国外相关领域的研究成果, 将二次的似理想需求系统 (QAIDS) 支出函数与“优良”的 Törnqvist 型的经济指数公式结合起来, 通过泰勒展开 (Taylor Expansion) 的技术和主成分 (Principal Components) 分析的方法, 建立收入反馈系数的非线性计量模型以及商品补偿性支出份额与经济指数相互推算的公式, 并给出相应的估计程序。其次, 利用推导的估计程序和中国城镇居民消费品支出的相关数据 (1988~2008 年), 估计中国城镇居民的收入反馈系数和真实生活成本指数, 实证了消费者行为理论在中国城镇居民中的适用性。最后, 总结本文的创新与不足之处, 并指出该领域可以进一步研究的方向。

## 二、非线性齐次假设下的真实生活成本指数编制方法

### 1. 代表性消费者的科纽斯指数

设一个代表性消费者在面对有  $n$  种商品价格  $\mathbf{p} = (p^1, p^2, \dots, p^n)'$  和效用水平  $u$  时的支出函数为:

$$e = E(\mathbf{p}, u) \quad (1)$$

这里, 我们并没有假设支出函数是线性齐次的 (homotheticity) 还是非线性齐次的 (non homotheticity)。

从而, 当消费者面对 0 时期的效用水平  $u^0$  和 0 时期的价格水平  $\mathbf{p}^0 = (p^0_1, p^0_2, \dots, p^0_n)'$  时, 其支出函数为:

$$e(0, 0) = E(\mathbf{p}^0, u^0) \quad (2)$$

在面对  $t$  时期的价格水平  $\mathbf{p}^t = (p^t_1, p^t_2, \dots, p^t_n)'$  和 0 时期的效用水平  $u^0$  时, 其补偿支出为:

$$e(t, 0) = E(\mathbf{p}^t, u^0) \quad (3)$$

于是, 科纽斯价格指数定义为在  $t$  时期, 为获得与 0 时期相同效用水平所需的最小支出水平与 0 时期为获得 0 时期效用水平所需的最小支出水平之比, 即

$$P_K(t, 0) = e(t, 0) / e(0, 0) \quad (4)$$

0 时期的最小支出即为 0 时期观测到的实际支出, 即  $e(0, 0) = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0$  ( $q_i^0$ ,  $i=1, 2, \dots, n$  为 0 时期购买第  $i$  种商品的数量)。但是,  $t$  时期的补偿支出 (compensated expenditure)  $e(t, 0)$  却是无法观测到的量。

对科纽斯价格指数两边取对数并关于  $t$  求微分且根据谢泼德引理 (Shephard's Lemma), 可得:

$$\begin{aligned} \frac{d \ln P_K(t, 0)}{dt} &= \frac{d(\ln e(t, 0) - \ln e(0, 0))}{dt} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln E(\mathbf{p}^t, u^0)}{\partial \ln p_i^t} \frac{d \ln p_i^t}{dt} \\ &= \sum_{i=1}^n s_i(t, 0) \frac{d \ln p_i^t}{dt} \end{aligned} \quad (5)$$

对上式两边关于  $t$  求  $[0, T]$  的积分, 可得:

$$\ln P_K(T, 0) = \int_0^T \sum_{i=1}^n s_i(t, 0) \left[ \frac{d \ln p_i^t}{dt} \right] dt \quad (6)$$

其中,  $s_i(t, 0)$  为  $t$  时期为满足 0 时期的效用水平, 在第  $i$  种商品上的支出占总支出的比重。式 (6) 说明科纽斯指数可以表达为以补偿支出份额的迪韦西亚 (Divisia) 指数<sup>①</sup>。

$$s_i(t, 0) = \frac{\partial \ln E(\mathbf{p}^t, u^0)}{\partial \ln p_i^t} \quad i=1, 2, \dots, n \quad (7)$$

当  $t=0$  时,  $s_i(t, 0) = s_i(0, 0)$  为实际观测到的支出份额; 当  $t \neq 0$  时,  $s_i(t, 0)$  为无法实际观测到的补偿支出份额。

## 2 补偿支出份额的泰勒展开表达式

将  $t$  时期的实际支出份额  $s_i(t, t)$  围绕点  $\ln e(t, 0) = \ln E(\mathbf{p}^t, u^0)$  进行泰勒展开, 即保持价格不变, 但改变效用水平为  $u^0$  来获得泰勒展开序列, 从而获得

$$\begin{aligned} s_i(t, t) &= s_i(t, 0) + \left[ \frac{\partial s_i(t, x)}{\partial \ln e(t, x)} \right]_{x=0} [\ln E(\mathbf{p}^t, u^t) - \ln E(\mathbf{p}^t, u^0)] \\ &\quad + \frac{1}{2!} \left[ \frac{\partial^2 s_i(t, x)}{\partial (\ln e(t, x))^2} \right]_{x=0} [\ln E(\mathbf{p}^t, u^t) - \ln E(\mathbf{p}^t, u^0)]^2 \\ &\quad + \frac{1}{3!} \left[ \frac{\partial^3 s_i(t, x)}{\partial (\ln e(t, x))^3} \right]_{x=0} [\ln E(\mathbf{p}^t, u^t) - \ln E(\mathbf{p}^t, u^0)]^3 + \dots \end{aligned} \quad (8)$$

从而, 有

$$s_i(t, 0) = s_i(t, t) - \alpha_1(t, 0) \ln \left[ \frac{e(t, t)}{P_K(t, 0)} \right] -$$

① 实际使用该公式时, 需要将连续型的积分公式变换成离散的求和形式。具体参见式 (26) 把式 (6) 转化为离散的链式计算。

$$\frac{\alpha_{i2}(t, 0)}{2!} \left[ \ln \left[ \frac{e(t, t) / e(0, 0)}{P_K(t, 0)} \right] \right]^2 - \frac{\alpha_{i2}(t, 0)}{3!} \left[ \ln \left[ \frac{e(t, t) / e(0, 0)}{P_K(t, 0)} \right] \right]^3 - \dots \quad (9)$$

这里,  $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $t \in \{1, 2, \dots, T\}$ , 并且

$$\alpha_{ik}(t, 0) = \left[ \frac{\partial^k s_i(t, x)}{\partial (\ln e(t, x))^k} \right]_{x=0}, \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad k = 1, 2, \dots \quad (10)$$

为第  $i$  种商品的补偿支出份额关于补偿总支出的补偿性半弹性 (compensated semi-elasticity) 系数。

由于  $t$  时期的实际最小支出  $e(t, t)$ 、0 时期的实际最小支出  $e(0, 0)$  和  $t$  时期的实际支出份额  $s_i(t, t)$  为可观测到的数据, 如果补偿性半弹性  $\alpha_{ik}(t, 0)$  和各期的科纽斯价格指数  $P_K(t, 0)$  已知, 我们就通过式 (9) 计算出各期的补偿性支出份额  $s_i(t, 0)$ , 进而可以用式 (5) 和式 (6) 计算出第  $T$  期的真实生活成本指数  $P_K(T, 0)$ 。

但是, 显然  $\alpha_{ik}(t, 0)$  和  $P_K(T, 0)$  是未知的, 这需要在后续的内容中通过合理的假设并推导迭代收敛的方法以估计  $s_i(t, 0)$  和  $P_K(t, 0)$ 。另外, 泰勒展开的项数是无穷多项, 它会产生估计模型的自由度问题, 这也需要对支出函数形式进行合理的假设, 以简化问题的复杂性。

### 3 二次的似理想需求系统 (QAIDS) 下的补偿性半弹性系数

Banks, Blundell 和 Lewbel (1997) 提出了二次型的似理想需求系统 (Quadratic Almost Ideal Demand System) 的支出函数

$$\ln e = \ln \Omega(\mathbf{p}) + \frac{\Psi(\mathbf{p})}{1 - \Phi(\mathbf{p})} \ln u \quad (11)$$

这里

$$\Psi(\mathbf{p}) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (12)$$

$$\Phi(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (13)$$

其中  $\beta_i$  和  $\lambda_i$  为收入反馈系数。利用上述二次的似理想需求系统支出函数, 我们就可以对补偿性支出份额的计算公式 (9) 进行相应的简化。

根据谢泼德引理, 并利用支出函数的式 (11) 假设, 我们有

$$s_i(t, t) = \frac{\partial \ln \Omega(\mathbf{p}')}{\partial \ln p_i'} + \frac{\ln u'}{1 - \Phi(\mathbf{p}')} \frac{\partial \Psi(\mathbf{p}')}{\partial \ln p_i'} + \frac{1}{\Psi(\mathbf{p}')} \left[ \frac{\Psi(\mathbf{p}') \ln u'}{1 - \Phi(\mathbf{p}') \ln u'} \right]^2 \frac{\partial \Phi(\mathbf{p}')}{\partial \ln p_i'} \quad (14)$$

又根据式 (11), 我们有

$$\ln u' = \frac{\ln [e(t, t) / \Omega(\mathbf{p}')] }{\Psi(\mathbf{p}') + \ln [e(t, t) / \Omega(\mathbf{p}')] \Phi(\mathbf{p}')} \quad (15)$$

将式 (15) 代入式 (14), 整理可得:

$$s_i(t, t) = \frac{\partial \ln \Omega(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} + \ln [e(t, t) / \Omega(\mathbf{p}^t)] \frac{\partial \ln \Psi(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} + \frac{[\ln [e(t, t) / \Omega(\mathbf{p}^t)]]^2}{\Psi(\mathbf{p}^t)} \frac{\partial \Phi(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} \quad (16)$$

所以, 可得补偿性的半弹性系数为:

$$\begin{aligned} \alpha_{1i}(t, 0) &= \left( \frac{\partial s_i(t, x)}{\partial (\ln e(t, x))} \right)_{x=0} = \frac{\partial \ln \Psi(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} + \frac{2}{\Psi(\mathbf{p}^t)} \frac{\partial \Phi(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} \ln [e(t, 0) / \Omega(\mathbf{p}^t)] \\ \alpha_{2i}(t, 0) &= \left( \frac{\partial^2 s_i(t, x)}{\partial (\ln e(t, x))^2} \right)_{x=0} = \frac{2}{\Psi(\mathbf{p}^t)} \frac{\partial \Phi(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} \\ \alpha_{ki}(t, 0) &= \left( \frac{\partial^k s_i(t, x)}{\partial (\ln e(t, x))^k} \right)_{x=0} = 0 \quad k=3, 4, \dots \end{aligned}$$

又因为根据式 (12)、(13) 可得:

$$\frac{\partial \ln \Psi(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} = \beta_i \quad \frac{\partial \Phi(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} = \lambda \quad (17)$$

从而

$$\begin{aligned} \alpha_{1i}(t, 0) &= \beta_i + \frac{2\lambda}{\prod_{j=1}^n [p_j^t]^{\beta_j}} \ln [e(t, 0) / \Omega(\mathbf{p}^t)] \\ &= \beta_i + \frac{2\lambda}{\prod_{j=1}^n [p_j^t]^{\beta_j}} \ln [P_K(t, 0) e(0, 0) / \Omega(\mathbf{p}^t)] \\ \alpha_{2i}(t, 0) &= \frac{2\lambda}{\prod_{j=1}^n [p_j^t]^{\beta_j}} \end{aligned} \quad (18)$$

因为  $\Omega(\mathbf{p}^t)$  是仅与  $t$  时期的价格有关纯价格信息函数, 而  $e(0, 0)$  是 0 时期实际支出, 它不仅与价格有关而且与数量有关。因此, 我们总是可以在 0 时期选择不同的货币计量单位<sup>①</sup>, 使得  $e(0, 0) / \Omega_0(\mathbf{p}^t) = 1$ , 从而使式 (18) 化简为:

$$\alpha_{1i}(t, 0) = \beta_i + \frac{2\lambda}{\prod_{j=1}^n [p_j^t]^{\beta_j}} \ln [P_K(t, 0)]$$

其中  $\Omega_0(\mathbf{p}^t)$  为经过 0 时期的货币计量单位调整后的纯价格信息函数。

#### 4 收入反馈系数 $\beta_i$ 和 $\lambda$ 的估计

根据式(16)以及关于 0 时期货币计量单位的选择, 对  $t$  时期的实际支出份额, 我们有:

$$s_i(t, t) = \frac{\partial \ln \Omega_0(\mathbf{p}^t)}{\partial \ln p_i^t} + \beta_i \ln [e(t, t) / e(0, 0)] + \lambda \frac{[\ln [e(t, t) / e(0, 0)]]^2}{\Psi(\mathbf{p}^t)} \quad (19)$$

式中,  $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $t = 1, 2, \dots, T$ 。

① 不同的货币计量单位并不影响最终的真实生活成本指数, 因为具体生活成本指数并不因具体币值的不同而有所不同。事实上, 下面的实证分析可以发现, 无论价格扩大 100 倍还是缩小 100 倍都不影响最终的生活成本指数。

设  $\Omega_0(\mathbf{p}')$  的形式为 Christensen, Jorgenson 和 Lau (1975) 所给出的超越对数 (Translog) 的函数形式, 即

$$\ln \Omega_0(\mathbf{p}') = \delta_0 + \sum_{i=1}^n \delta_i \ln p_i + (1/2) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (20)$$

其中,  $\sum_{i=1}^n \delta_i = 1$ ,  $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^n \gamma_{ji} = 0$ 。

则利用式 (20) 我们可以获得  $t$  时期的实际支出份额为:

$$s_i(t, t) = \delta_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta \ln[e(t, t)/e(0, 0)] + \lambda \frac{[\ln[e(t, t)/e(0, 0)]]^2}{\Psi(\mathbf{p}')} \quad (21)$$

由于不同商品的价格之间存在着高度的相关关系, 因此, 如果我们直接用式 (21) 所对应的计量模型来估计  $\beta$  和  $\lambda$  必定会由于严重的多重共线性而导致出现有偏的估计量。所以, 我们必须通过多元统计的主成分分析方法, 把具有高度相关关系的变量转换为能反映原始变量信息 (绝大部分信息) 且互不相关的主成分变量, 再利用这些互不相关的变量进行回归估计。

设已经获得的  $M$  个主成分  $PC_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, M$ ,  $M < n - 1$  可以反映  $n$  种商品相对价格  $\ln p_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  的绝大部分信息, 则这  $M$  个主成分变量之间相互独立。令

$$A(t, 0) = \ln[e(t, t)/e(0, 0)] \quad B(t, 0) = \frac{[\ln[e(t, t)/e(0, 0)]]^2}{\Psi(\mathbf{p}')}$$

利用主成分变量可以将式 (21) 转化为可以满足估计要求的经济计量模型为:

$$s_i(t, t) = \phi_i + \sum_{j=1}^M \varphi_{ij} PC_j + \beta_i A(t, 0) + \lambda B(t, 0) + \varepsilon_i \quad (22)$$

其中,  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ ,  $\sum_{i=1}^n \phi_i = 1$ ,  $\sum_{i=1}^n \varphi_{ij} = 0$ ,  $\forall j \in \{1, 2, \dots, M\}$ ,  $\varepsilon_i$  为随机扰动项。

根据回归模型的自变量与回归系数之间的关系可知,  $\beta$  为收入变动的商品支出反馈系数, 而  $\lambda$  是经  $\beta_i$  调整后的收入反馈系数, 它反映了消费者对收入的第一次过度反馈, 是对收入变化的二次反馈, 以修正  $\beta$  系数对收入变化的过度反馈。

由于  $B(t, 0)$  的分母中有  $\beta$ , 因此, 式 (22) 是一个关于参数  $\beta$  的非线性经济计量模型, 需要迭代逼近的方法估计模型的参数, 具体做法如下:

(1) 选择初始系数  $\beta$  和  $\lambda$ 。不失一般性, 可以令  $\beta^0 = 0$  和  $\lambda^0 = 0$ , 对  $\forall i \in \{1, 2, \dots, n\}$ , 并且令  $k = 0$ 。

(2) 根据  $\beta^k$  和  $\lambda^k$  的值以及观测到的数据计算  $A(t, 0)$  和  $B(t, 0)$ , 并与主成分  $PC_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, M$  以及  $s_i(t, t)$  一起估计模型 (22) 的参数, 从而获得参数新的估计值  $\beta^{k+1}$ ,  $\lambda^{k+1}$ 。

(3) 计算  $\mu = |\beta_i^k - \beta_i^{k+1}|$  和  $v = |\lambda^k - \lambda^{k+1}|$ 。如果  $\mu$  和  $v$  小于事先给定的微小正数, 则收敛, 停止迭代估计; 否则, 令  $\beta^k = \beta^{k+1}$ ,  $\lambda^k = \lambda^{k+1}$ , 返回第 2 步进行重新迭代。

最终, 通过迭代, 我们获得稳定的收入反馈系数  $\beta_i^*$  和  $\lambda^*$ , 进而利用它们计算补偿性的半弹性系数, 最后用半弹性系数估计补偿性的支出份额和科纽斯的真实生活成本指数。

5 补偿性支出份额  $s_i(t, 0)$  和科纽斯真实生活成本指数  $P_K(t, 0)$  的估计  
利用估计值  $\beta^*$  和  $\lambda^*$ , 我们可测算得到补偿性的半弹性系数为:

$$\alpha_{i1}(t, 0) = \beta^* + \frac{2\lambda^*}{\prod_{j=1}^n [p_j^t] \beta_j^*} \ln [P_K(t, 0)]$$

$$\alpha_{i2}(t, 0) = \frac{2\lambda^*}{\prod_{j=1}^n [p_j^t] \beta_j^*} \quad (23)$$

将式 (23) 代入式 (9), 并利用式 (4) 可得补偿性的支出份额的计算公式为:

$$s_i(t, 0) = s_i(t, t) - \left[ \beta^* + \frac{2\lambda^*}{\prod_{j=1}^n [p_j^t] \beta_j^*} \ln [P_K(t, 0)] \right] \ln \left[ \frac{e(t, t) / e(0, 0)}{P_K(t, 0)} \right]$$

$$- \frac{\lambda^*}{\prod_{j=1}^n [p_j^t] \beta_j^*} \left[ \ln \left[ \frac{e(t, t) / e(0, 0)}{P_K(t, 0)} \right] \right]^2 \quad (24)$$

式 (24) 中  $\beta^*$ ,  $\lambda^*$ ,  $s_i(t, t)$ ,  $e(t, t)$ ,  $e(0, 0)$ ,  $p_j^t$  都是已知的量, 只有  $s_i(t, 0)$  和  $P_K(t, 0)$  是未知的。但是  $s_i(t, 0)$  和  $P_K(t, 0)$  是互相包含计算的, 所以很难直接从式 (24) 中同时计算  $s_i(t, 0)$  和  $P_K(t, 0)$ , 需要有迭代的方法逐步逼近来估计它们。  
令

$$C(t, 0) = \ln \left[ \frac{e(t, t) / e(0, 0)}{P_K(t, 0)} \right]$$

$$D(t, 0) = \left\{ \frac{2}{\prod_{j=1}^n [p_j^t] \beta_j^*} \ln [P_K(t, 0)] C(t, 0) + \frac{1}{\prod_{j=1}^n [p_j^t] \beta_j^*} [C(t, 0)]^2 \right\}$$

则式 (24) 可以改写为:

$$s_i(t, 0) = s_i(t, t) - \beta^* C(t, 0) - \lambda^* D(t, 0) \quad (25)$$

根据式 (25) 我们可以采取如下的迭代方法估计  $s_i(t, 0)$  和  $P_K(t, 0)$ 。

(1) 选择初始的科纽斯价格指数  $P_K^0(t, 0)$ 。为了使指数形式具有优良的性质, 我们选择 Törnqvist 指数<sup>①</sup>的形式, 并以实际支出份额作为权重, 即

$$\ln P_T(t, t-1) = \sum_{i=1}^n \left( \frac{s_i(t, t) + s_i(t-1, t-1)}{2} \right) \ln \left( \frac{p_i^t}{p_i^{t-1}} \right) \quad (26)$$

并根据式 (6) 的链式法则, 计算初始的科纽斯价格指数  $P_K^0(t, 0)$ , 令  $m=0$ 。

(2) 计算  $C(t, 0)$  和  $D(t, 0)$  并与  $\beta^*$ ,  $\lambda^*$ ,  $s_i(t, t)$  一起根据式 (25) 计算补偿性的支出份额  $s_i(t, 0)$ 。

(3) 补偿性的支出份额  $s_i(t, 0)$  代入式 (26) 重新计算 Törnqvist 指数, 进而获得新的

① 该指数具有 Fisher 公理测验意义下的“优良”性质。一般来说, 一个指数公式同时满足正定性测验、时间互换测验、权重对称测验和因素互换测验, 即可满足 Fisher 的全部 21 个测验准则, 可称为“优良”指数。



科纽斯价格指数  $P_{TK}^{m+1}(t, 0)$ 。

(4) 计算  $v = |P_{TK}^m(t, 0) - P_{TK}^{m+1}(t, 0)|$ 。如果  $v$  小于事先给定的微小正数, 则收敛, 停止迭代; 否则, 令  $P_{TK}^m(t, 0) = P_{TK}^{m+1}(t, 0)$ , 返回第 2 步进行重新迭代。

至此, 我们获得了一类非线性齐次支出函数假设下的真实生活成本指数。

### 三、中国城镇居民真实生活成本指数的测算

#### 1. 数据来源及处理

根据目前的统计资料, 我们无法从公开的统计年鉴上获得单个商品的消费量和消费价格的详细数据资料, 而只能获得经过统计部门整理的适当综合的统计资料。考虑到后续实证研究的工作量和本文的研究目的, 我们选取中国城镇居民消费价格指数的 8 大类商品作为实证研究的基本商品<sup>①</sup>。全部的数据资料都来自《中国统计年鉴》(1989~2009 年) 以及《中国价格及城镇居民收支调查统计年鉴》(1995~2005 年)。

这 8 大类商品分别为: 食品; 衣着; 家庭设备、用品及服务; 医疗保健; 交通和通讯; 娱乐、教育及文化服务; 居住; 杂项商品。

对于消费品支出数据, 我国从 1992 年开始才对居民消费品的划分明确为 8 大类商品。而 1992 年之前, 则以生活费用支出指标的 14 个大类商品作为分类标准。因此, 为了获得前后一致的商品分类标准, 我们根据 8 大类的划分标准, 对 1988~1991 年间的生活费支出进行重新归类, 从而获得前后一致的商品划分。

对于消费品价格指数, 由于前面的划分标准不同, 从而使得 1993 年前后的指数也以不同的方式显示出来。因此, 当 1993 年以前的城镇居民的消费价格指数的商品划类分与 8 大类商品中的一致时, 则直接以它的消费价格指数作为该类商品的价格指数; 当商品划分不一致时, 则以相应的商品零售物价指数中与 8 大类商品一致的指数作为相应商品的价格指数。

另外, 从 2001 年开始, 统计年鉴中没有单独列出杂项商品的价格指数。这是因为, 随着市场经济的发展, 很多杂项商品的价格信息很难单独独立出来。为了前后数据的完整性和分析问题的完整性, 我们选用当年的 CPI 作为杂项商品的价格指数<sup>②</sup>。

通过上述的处理, 我们获得了 1988~2008 年间的城镇居民消费价格个体指数和支出数据, 可用于后续的实证分析。

由于统计资料所给的是各年各种商品相对于上年商品价格的指数, 因此, 为了能够从价格指数上获得价格的信息, 我们必须将较比基年的所有商品的价格化归为 1, 并利用连乘的方法获得各年各种商品相对于基年的价格。

改革开放以来, 我国居民的生活水平和生活质量发生了很大的变化, 为了衡量这种变化是否对我们研究的真实生活成本指数有影响, 我们首先以 1989~2008 年为一个单元, 1988 年为基年计算科纽斯真实生活成本指数; 接着, 根据经济发展的实际, 我们将 1988~2008 年划分为两个区间, 1989~1998 年的区间以 1988 年为基年, 1999~2008 年的区间以 1998

① 虽然只以 8 大类商品作为基本商品显得太过于综合, 但是以本文研究的目的来看, 它们还是能够大致概括说明消费者在面对商品价格变化时的真实生活成本的变化。

② 这样做虽有一定的误差, 但由于杂项商品比重较小, 且 CPI 对所有商品具有合理的代表性, 因此, 以 CPI 作为杂项商品的价格指数具有一定的合理性。

年为基年<sup>①</sup>，来分别计算科纽斯真实生活成本指数。

2 确定相对价格的主成分

根据经济学的理论和实证分析的结论，认为各种商品价格时间序列数据之间存在高度的相关关系，为了消除这种相关关系，进而克服回归分析中的多重共线性，我们需要对价格的时间序列数据进行主成分分析，归纳出既不相关又包含原价格绝大部分信息的主成分分量。

由于我们对  $\Omega_0(p')$  假设为超越对数的函数形式，这就说明了对价格采用对数形式（相对价格）引入模型中。因此，对价格主成分分量的归纳也必须针对相对价格进行。

对于 1989~ 2008 年间的 8 种商品相对价格的时间序列数据，我们利用主成分方法获得的相关矩阵的特征值和累积贡献率如表 1 所示。

表 1 1989~ 2008 年间相对价格的主成分信息

特征值	6 0553	1. 4704	0 2464	0. 1409	0 0775
累积贡献率 (%)	75 70	94 10	97 20	98 90	99. 90

从表 1 可以看出，前 4 个特征值的累计贡献率 已经达到了 98 9%，概括了 8 种商品在 1989~ 2008 年间的绝大部分信息量。因此，在信息量概括与模型自由度选择两方面权衡的情况下，我们前四个主成分分量引入回归模型（22）中。

对于 1989~ 1998 年和 1999~ 2008 年间的 8 种商品相对价格的时间序列数据，我们利用主成分方法获得的相关矩阵的特征值和累积贡献率如表 2 所示。

表 2 两区间相对价格的主成分信息

区 间	1989~ 1998 年			1999~ 2008 年		
特征值	7 2964	0 5914	0 0666	5. 7572	1 8384	0 2529
累积贡献率 (%)	91 2	98 6	99 4	72 0	94 9	98 1

从表 2 可以看出，第一个区间 的前 2 个主成分的累积贡献率已经达到了 98 6%，第二个区间的前 2 个主成分的累积贡献率已经达到了 94. 9%，它们包括了两个区间的商品价格的绝大部分信息量。因此，对于两个区间，我们可以只取前 2 个主成分变量作为 8 个商品价格变量的代表，引入回归模型（22）中。

3 估计收入反馈系数及简要分析

根据上面的迭代操作步骤和式（22），我们对三种时间区间的情形分别进行了迭代回归计算，获得如表 3 的收入反馈系数。

① 这种划分是基于市场发展的完善程度、政府宏观政策作用方式以及宏观经济周期的长度。一般认为，1998 年前后，我国市场经济完善程度和政策宏观调控政策具有明显的不同，并且也是两个相对独立的经济周期。

表 3 三种时间区间的收入反馈系数

商品		1	2	3	4	5	6	7	8
1989~ 1998	$\beta_i$	0 09864	- 0 03874	0 115315	- 0 06213	0 035506	- 0 10012	- 0 04489	- 0 00361
	$\lambda$	- 0 06844	- 0 06783	0 005618	0 03736	- 0 02291	0 057872	0 056836	0 001517
1999~ 2008	$\beta_i$	- 0 35276	- 0 04208	- 0 06993	0 127622	0 245713	0 268407	0 037112	- 0 21374
	$\lambda$	0 314306	0 054551	- 0 01006	- 0 11919	- 0 12449	- 0 15904	- 0 03416	0 07791
1989~ 2008	$\beta_i$	- 0 11188	- 0 02083	- 0 08379	0 043832	0 14930	0 069074	0 006442	- 0 05215
	$\lambda$	0 011598	0 012858	- 0 00197	- 0 00347	- 0 00944	0 004738	- 0 00072	- 0 01357

从表 3 可以看出, 1989~ 1998 年间的收入反馈系数虽然满足给定的假设条件, 但是, 它的食品的收入反馈系数却为正值, 说明随着收入水平的提高, 这些食品的支出份额在这期间呈上升的趋势。而恩格尔定律认为, 随着收入水平的提高, 食品支出在居民消费总支出的份额是呈现下降的趋势。因此, 1989~ 1998 年间的居民收入反馈系数明显不满足恩格尔定律。究其原因, 我们认为, 一方面, 由于改革开放之前的物质匮乏, 人们收入的增加主要用来改善温饱问题; 另一方面, 由于这段期间的通货膨胀较高, 经济波动较大, 消费者无法明确未来的经济形势和收入情况, 因而很难去消费相对奢侈的商品。

1989~ 2008 年与 1999~ 2008 年间的收入反馈系数相似。从系数  $\beta_i$  的符号可以看出, 对于生活必需品的食品, 衣着, 家庭设备、用品及服务, 杂项商品的收入反馈是负向的; 相反, 相对奢侈的或小康商品的医疗保健, 交通和通讯, 娱乐、教育及文化服务, 居住的  $\beta_i$  系数符号是正的, 它们满足恩格尔定律关于生活必需品随着收入的提高在总支出的比重下降的趋势, 而奢侈品的支出比重逐渐上升。但从整体上看, 后 10 年各种商品的反馈系数要大于整个区间平均和前 10 年的反馈系数, 这说明了在 1999~ 2008 年间, 由于经济高速发展和相对平稳的通货膨胀, 消费者可以将更多的实际收入用于相对奢侈的消费品上, 从而可以获得更高水平的生活质量。

上述的简要分析可以看出, 在经济平稳较快发展期间, 消费者可以将经济发展的成果更多地转化为福利的增加, 而在经济波动较大、通货膨胀严重期间, 不利于消费者福利的提高。对于反馈系数  $\lambda$  我们也可以做类似的分析。利用这些系数, 我们就可以对商品的微观性质、经济发展程度、收入政策和消费政策的效果做一些经济学的分析<sup>①</sup>。

#### 4 真实生活成本指数 $P_K(t, 0)$ 估计与分析

至此, 我们已经准备了计算真实生活成本指数所需的数据工作, 下面就可以应用它们计算真实生活成本指数。根据式 (25) 以及相应的迭代步骤, 我们可以计算真实生活成本指数 (分别相对于各自的基年水平)。同时, 为了比较分析, 我们也给出了相应的定基 CPI, 如图 1~ 图 4 所示。

<sup>①</sup> 这些内容超出本文分析的重点, 拟另文研究, 在此不多做分析。  
©1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

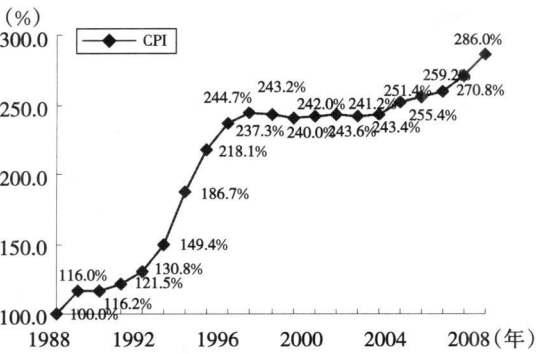


图 1 1988~2008 年间的定基 CPI

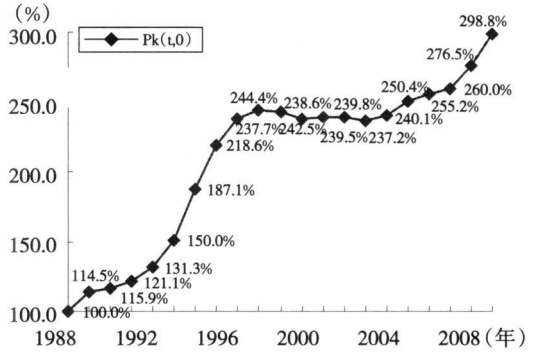


图 2 1988~2008 年间的真实生活成本指数

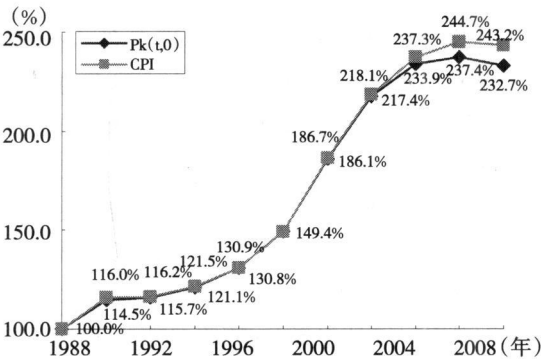


图 3 1988~1998 年间的真实生活成本指数和定基 CPI

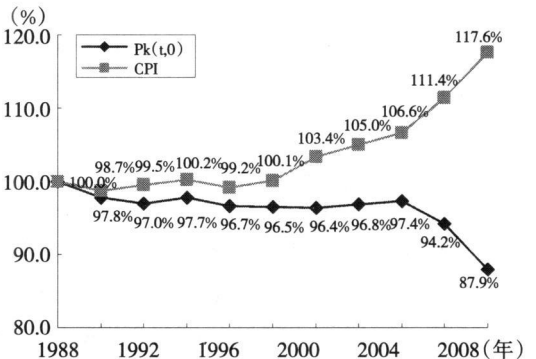


图 4 1998~2008 年间的真实生活成本指数和定基 CPI

从图 1、图 2 可以看出，为满足与 1988 年相同的生活标准，消费者的生活成本指数从 1988 年的 100% 增长到 2008 年的 298.8%，增加了近 200%，年平均上涨 5.63%；而相应地该时期以 CPI 衡量的年平均通货膨胀率为 5.39%。从图 3 可以看出，当以 1988 年的生活标准为基准，10 年间，消费者的生活成本指数增长了 235.5%，增加了 132.7%，年平均上涨了 8.81%；同时该时期的年平均通货膨胀率（CPI）为 9.29%；而相反的是，在图 4 中，当以 1998 年的生活标准为基准，10 年间，消费者的年平均生活成本指数反而下降了 1.28%，与该时期平均 1.64% 的通货膨胀率相对应。

从这种前后两个时期截然不同的生活成本指数增长方式可以看出以下几个特征：

第一，从 1988~2008 年的居民生活成本指数的总体趋势是上升的，这种上升可以明显地分为两个阶段。第一阶段为 1988~1998 年，表现为生活成本指数的剧烈上升；第二阶段为 1998~2008 年，表现为生活成本指数的相对平缓。

第二，两个阶段的生活成本指数上涨最快的时候出现在我国经济发展高通货膨胀的年份。如在第一阶段的 1992~1996 年间，我国的年平均 CPI 达到了 14.12%，而相应的真实生活成本指数的年增长率则高达 16.68%。相反，在通货膨胀控制得很好的第二阶段，真实生活成本指数基本没有太大的变动，反而有所下降。因此，可以说，高通胀或者高 CPI 在推动真实生活成本指数上涨方面具有主导作用。究其原因，我们认为，在高通货膨胀时期，由于价格的剧烈变动，一是，导致居民需要付出较高的成本来购买相同数量的商品；二是，导致人们没有充足的信息进行最优的购买选择，选择替代商品以获得相同的生活效用；三

是, 由于高通货膨胀导致人们对未来价格的过度预期, 使得非理性消费行为的发生也大为增加。

第三, 1988~ 2008 年间的真实生活成本指数的变化趋势, 并不是 1988~ 1998 年和 1998~ 2008 年两个独立区间的真实生活成本指数的简单叠加。以 1988 年为基年的衡量标准, 在前真实生活成本指数在 1998~ 2004 年间有过短暂的平稳, 而后又开始快速上升; 而以 1998 年为基年的衡量标准, 在 10 年间基本平稳并有所下降。这表明, 对真实生活成本指数的衡量要依据实际参考基准的生活水平。基准生活水平的不同, 决定了后续生活成本指数变动幅度, 因此, 实证中选择合适的基年水平对研究目的来说是一个相对重要的问题, 这需要结合宏观经济周期理论和经济运行方式来加以确定。

第四, 1988~ 1998 年间的 CPI 基本上与真实生活成本指数相吻合, 而 1998~ 2008 年的 CPI 却与相应的真实生活成本指数有很大的出入。严格来说, 从 1996 年开始, CPI 与真实生活成本指数基本上就不一致, 而且, 随着时间的推移, 这种不一致也有拉大的趋势。究其原因, 我们认为, 一方面, 由于 CPI 是以固定重权的加权平均指数, 限定了消费者选择的空间; 另一方面, 随着社会经济的发展, 消费者可以自由选择的商品也越来越多。而真实生活成本指数正是综合考虑了消费者满足相同效用水平或者满足程度以后进行最优选择的生活费用指数, 因此, CPI 往往夸大了消费者的真实生活成本指数。

#### 四、结论与进一步研究方向

真实生活成本指数是经济学的核心内容之一, 也是宏观政策和人们关注的重点指标。但是, 近年来, 这个方向的研究并没有取得突破性的进展, 国内也鲜有相关的研究论文。本文在前人研究的基础上, 拓展了经济指数的相关理论和估计方法, 取得了一些有益的研究成果和实证结论。

第一, 本文以非线性齐次支出函数的假定, 对科纽斯的真实生活成本指数的估计方法进行推导和拓展, 发展了经济指数理论和方法, 使得经济指数理论更接近于现实的经济基础, 比线性齐次性的假定更加符合恩格尔定律, 具有一定的现实意义。

第二, 本文推导了商品收入反馈系数的估计方法, 利用该估计方法可以对商品的收入效应进行经济学的分析, 并利用实际数据进行实证研究, 从而为宏观的收入政策和消费政策提供微观的经济学依据。

第三, 本文利用前人的研究成果, 将超越对数的函数形式作为价格信息的表达引入到支出函数中, 同时, 为了消除模型估计过程中的多重共线性和自由度问题, 利用主成分分析方法对价格信息向量进行降维和独立性归纳, 使得对真实生活成本指数的估计过程变得具有可行性和稳定性。

第四, 本文利用 1988~ 2008 年间中国城镇居民消费品支出和价格数据, 对中国城镇居民的真实生活成本指数进行了测算。认为高通货膨胀对居民真实生活成本指数的影响起主导作用。随着经济的发展, CPI 作为衡量居民生活成本指数的替代指标越来越不适应, 基本上高估了居民的真实生活成本指数。

第五, 本文通过实证发现, 不同基准水平的选择决定了消费者福利衡量的情况。为了更好地衡量消费者的福利情况, 需要分经济周期、分市场类型和经济运行方式来确定合适的福利基准水平。

当然, 本文只是针对非线性齐次支出函数在真实生活成本指数编制方法面的初创研究成

果, 还存在着许多不足之处和进一步研究的方向。

首先, 虽然本文的实证结果符合恩格尔定律和微观经济理论, 但是 Q A I D S 的支出函数和超越对数的价格信息形式实际上是假设支出函数具有某种形式的对数线性性, 它是否真正符合经济现实还有待更多实证研究的支持。

其次, 本文只考虑了代表性消费者在偏好不变的情况下, 其真实生活成本指数的编制问题和编制方法。现实经济中, 消费者的消费水平和消费偏好各不相同。如何编制不同类型消费者 (比如, 不同收入等级的消费者) 的生活成本指数, 以及如何对消费者可变的偏好进行刻画, 是我们今后进一步研究的重点方向。

再次, 在本文中我们只以 8 大类商品作为基本的商品来进行实证分析, 因而我们所获得的收入反馈系数只针对大类商品之间的变动, 同时所计算的补偿性支出份额也只考虑大类商品之间的替代效应。而大类商品之间的选择自由度和替代效应无疑要远小于更细分类的商品, 因此, 为了完善真实生活成本指数的研究, 后续有必要对分层分类的商品进行相关实证研究。另外, 本文也没有考虑商品质量的变化, 对于商品质量变化对生活成本指数的影响测算, 也是今后研究的方向。

最后, 由于生产者利润最大化问题是与消费者效用最大化问题相互平行的, 因此, 本文的分析方法完全可以应用于生产者真实投入成本指数的测算, 并可进一步分析规模效应、技术进步与垄断势力存在的可能性。另外, 跨国之间、跨地区之间的真实生活成本比较分析和投入产出比较分析也都与本文所论述的问题相平行, 因此, 也都可以应用相应的方法加以分析和实证。

#### 参 考 文 献

- [1] 陈仁恩:《对经济指数 L 式或 P 式的质疑与分析》[J],《厦门大学学报 (哲学社会科学版)》1998 年第 2 期。
- [2] 伏中林:《试论经济指数中同度量因素与权数的辩证关系》[J],《财经问题研究》1984 年第 6 期。
- [3] 刘建平:《利用线性支出系统 (LES) 编制居民生活费用价格指数的研究》[J],《数量经济技术经济研究》1995 年第 11 期。
- [4] 孙慧钧:《统计指数理论的再认识》[J],《财经问题研究》1995 年第 7 期。
- [5] 孙慧钧:《符号检验在经济指数中运用的探讨》[J],《统计研究》2006 年第 6 期。
- [6] 王健英:《经济指数的固定组成指数和结构变动影响指数》[J],《统计研究》1986 年第 3 期。
- [7] 翁礼馨、陈仁恩:《论经济指数的两种编制方法》[J],《中国经济问题》1986 年第 4 期。
- [8] 杨灿:《现代指数形式理论评析》[J],《厦门大学学报 (哲学社会科学版)》2002 年第 2 期。
- [9] 约翰·伊特韦尔、默里·米尔盖特、彼得·纽曼编:《新帕尔格雷夫经济学大辞典, 第二卷: E J》[M], 经济科学出版社, 1992。
- [10] Banks J., Blundell R and Lewbel A., (1997), *Quadratic Engel Curves and Consumer Demand* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 79, 527~ 539
- [11] Burdick C and Fisher L., (2007), *Social Security Cost of Living Adjustments and the Consumer Price Index* [J], *Social Security Bulletin*, 67, 73~ 88
- [12] Christensen L R., Jorgenson D W. and Lau L J., (1975), *Transcendental Logarithmic Utility Functions* [J], *American Economic Review*, (65), 376~ 383
- [13] Deaton A. and Muellbauer J., (1980), *An Almost Ideal Demand System* [J], *American Economic Review*, 70, 312~ 326

(下转第 87 页)

- [4] Jerrold Levy, Michael Young. Replacement ratio redux [J], *Benefits Quarterly*, 2002, (18) : 4.
- [5] Amy Rehder. Social Security Benefit Uncertainty under Individual Accounts [J], *Contemporary Economic Policy*, 2005, (23): 1.
- [6] 邱东、李东阳、张向达:《养老金替代率水平及其影响的研究》[J],《财经研究》1999年第1期。
- [7] 张莉:《论养老保险的替代率》[J],《现代经济探讨》2002年第4期。
- [8] 米红、邱晓蕾:《中国城镇社会养老保险替代率评估方法与实证研究》[J],《数量经济技术经济研究》2005年第2期。
- [9] 龙卓舟:《我国养老金工资替代率的选择》[J],《特区经济》2007年第6期。
- [10] 陆法明:《统一计发办法替代率的灵敏性分析》[J],《统计与决策》1999年第12期。
- [11] 柳清瑞:《中国养老金替代率适度水平研究》[M],辽宁大学出版社,2004。
- [12] 贾彦乐:《影响养老金替代率水平的制度因素分析》[J],《市场周刊·财经论坛》2004年第11期。
- [13] 杨再贵:《企业职工基本养老保险、养老金替代率和人口增长率》[J],《统计研究》2008年第5期。
- [14] 于宁:《基本养老保险替代率水平研究》[M],上海人民出版社,2007。
- [15] 王晓军:《对我国城镇职工基本养老保险制度收入替代率的定量模拟分析》[J],《统计研究》2002年第3期。
- [16] 高建伟:《中国基本养老保险替代率精算模型及其应用》[J],《数学的实践与认识》2006年第5期。
- [17] 贾洪波、温源:《基本养老金替代率优化分析》[J],《中国人口科学》2005年第1期。
- [18] 唐运舒:《“做实做小”个人账户对个人养老金水平的影响》[J],《统计研究》2007年第5期。
- [19] 张丽:《从养老待遇的差异谈中国养老保险制度改革》[J],《中国社会保障》2004年第6期。

(责任编辑: 陈卫宾; 校对: 秋 文)

#### (上接第46页)

- [14] Diewert W. E. , (1976), *Exact and Superlative Index Numbers* [J], *Journal of Econometrics*, 4, 115~ 146
- [15] Diewert W. E. , (1981), *The Economic Theory of Index Numbers: a Survey* [J], in: Diewert W. E. and Nakamura A. O. , (eds ), *Essays in Index Number Theory Volume 1*, 1993 NorthHolland: Amsterdam.
- [16] Diewert W. E. , (2002), *The Quadratic Approximation Lemma and Decompositions of Superlative Indexes* [J], *Journal of Economic and Social Measurement*, 28, 63~ 88
- [17] Diewert W. E. and Fox K. J. , (2008), *On The Estimation of Returns to Scale, Technical Progress and Monopolistic Markups* [J], *Journal of Econometrics*, 145, 174~ 193
- [18] Jorgenson D. W. , Lau L. J. and Stoker T. M. , (1982), *The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior* [J], in: R. Basmann and G. Rhodes (eds ), *Advances in Econometrics, Volume 1*, England: Greenwich
- [19] Matsuda T. , (2006), *Linear Approximations to The Quadratic Almost Ideal Demand System* [J], *Empirical Economics*, 31, 663~ 675
- [20] Mellander E. , (1992), *An Indirect Approach to Measuring Productivity in Private Services* [J], *Scandinavian Journal of Economics*, 94, Supplement, 229~ 244
- [21] Neary J. P. , (2004), *Rationalizing the Penn World Table: True Multilateral Indices for International Comparisons of Real Income* [J], *American Economic Review*, 94, 1411~ 1428
- [22] Samuelson P. A. and Swamy S. , (1974), *Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis* [J], *American Economic Review*, 64, 566~ 593.

(责任编辑: 朱长虹; 校对: 吕小玲)